

آمار ریاضی ۱

فصل دوم: قضیه باسو

استاد: دکتر اکبر اصغرزاده

Univiversity of Mazandaran
Dr. A. Asgharzadeh

قضیه باسو (*Basu Theorem*)

اگر S یک آماره بسنده کامل برای θ و T یک آماره فرعی (آماره‌ای که توزیع آن به پارامتر وابسته نباشد) باشد، آنگاه S و T مستقل‌اند.

Univiversity of Mazandaran
Dr. A. Asgharzadeh

قضیه باسو (Basu Theorem)

اگر S یک آماره بسنده کامل برای θ و T یک آماره فرعی (آماره‌ای که توزیع آن به پارامتر وابسته نباشد) باشد، آنگاه S و T مستقل‌اند.

مثال ۱. اگر $X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} N(\mu, 1)$ نشان دهید \bar{X} و S^2 مستقل‌اند.

حل.

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, \quad S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2.$$

می‌دانیم \bar{X} آماره بسنده کامل برای μ می‌باشد. از طرفی S^2 آماره فرعی است، یعنی توزیع آماری آن به μ وابسته نیست. زیرا می‌دانیم:

$$X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} N(\mu, \sigma^2),$$

$$\Rightarrow \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi_{(n-1)}^2$$

لذا $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi_{(n-1)}^2$. لذا طبق قضیه باسو، \bar{X} و S^2 مستقل‌اند.

مثال ۲. اگر $X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} N(\mu, 1)$ ، $\mu \in \mathbb{R}$ نشان دهید که \bar{X} و $X_1 - \bar{X}$ مستقل اند.

حل. می‌دانیم که \bar{X} آماره بسنده کامل برای μ است و نیز هر ترکیب خطی از متغیرهای نرمال دارای توزیع نرمال است. پس چون X_i ها مستقل و دارای توزیع نرمال هستند، توزیع $X_1 - \bar{X}$ نرمال است.

محاسبه میانگین و واریانس $X_1 - \bar{X}$:

$$E(X_1 - \bar{X}) = E(X_1) - E(\bar{X}) = \mu - \mu = 0,$$

$$Var(X_1 - \bar{X}) = Var(X_1) + Var(\bar{X}) - 2Cov(X_1, \bar{X}).$$

داریم:

$$Cov(X_1, \bar{X}) = Cov\left(X_1, \frac{X_1}{n} + \dots + \frac{X_n}{n}\right)$$

$$= Cov\left(X_1, \frac{X_1}{n}\right) + Cov\left(X_1, \frac{X_2}{n} + \dots + \frac{X_n}{n}\right) \quad (\text{بسط کوواریانس})$$

$$= Cov\left(X_1, \frac{X_1}{n}\right) = \frac{1}{n} Cov(X_1, X_1) = \frac{1}{n} Var(X_1) = \frac{1}{n}. \quad (\text{مستقل بودن})$$

$$Var(X_1 - \bar{X}) = 1 + \frac{1}{n} - \frac{2}{n} = \frac{n-1}{n} \quad \text{لذا}$$

پس $X_1 - \bar{X} \sim N\left(0, \frac{n-1}{n}\right)$ و لذا $X_1 - \bar{X}$ آماره فرعی است. بنابراین از قضیه باسو آماره‌های \bar{X} و $X_1 - \bar{X}$ از هم مستقل اند.

مثال ۳. اگر $X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} Exp(\theta)$ با تابع چگالی زیر باشند

$$f(x, \theta) = \frac{1}{\theta} e^{-\frac{x}{\theta}}, \quad x > 0, \theta > 0,$$

و آماره‌های $S = \sum_{i=1}^n X_i$ و $T = \frac{X_1}{\sum_{i=1}^n X_i}$ تعریف شده باشند.

الف) نشان دهید S و T از هم مستقل‌اند.
ب) $E(T)$ را محاسبه کنید.

حل الف. می‌دانیم که آماره‌ی S برای θ بسنده کامل است (بنا بر خاصیت خانواده نمایی تک پارامتری). حال باید نشان دهیم که T یک آماره فرعی است. برای این منظور قرار می‌دهیم $Y = \frac{X}{\theta}$. تابع چگالی Y با استفاده از تکنیک تبدیل متغیر به صورت زیر به دست می‌آید:

$$f_Y(y) = f_X(x) \left| \frac{dx}{dy} \right|.$$

$$y = \frac{x}{\theta}, \Rightarrow x = \theta y, \Rightarrow \frac{dx}{dy} = \theta,$$

$$f_Y(y) = f_X(\theta y) |\theta| = \frac{1}{\theta} e^{-\frac{\theta y}{\theta}} \theta = e^{-y}, \quad y > 0,$$

یعنی $Y \sim Exp(1)$ و توزیع Y به θ وابسته نیست.

داریم:

$$T = \frac{X_1}{\sum_{i=1}^n X_i} = \frac{X_1/\theta}{\sum_{i=1}^n X_i/\theta} = \frac{Y_1}{\sum_{i=1}^n Y_i}, \quad (Y_1, \dots, Y_n \text{ از } Y_i \text{ تابعی از})$$

چون توزیع $Y_i, i = 1, \dots, n$ وابسته به θ نیست، لذا توزیع T هم وابسته به θ نبوده و بنابراین T آماره فرعی است.

حل ب.

$$E(T) = E\left(\frac{X_1}{\sum_{i=1}^n X_i}\right) = ?$$

داریم:

$$T = \frac{X_1}{\sum_{i=1}^n X_i} = \frac{X_1}{S} \Rightarrow X_1 = T S$$

لذا

$$\begin{aligned} E(X_1) &= E(T S) \\ &= E(T) E(S) \quad (\text{چون } T \text{ و } S \text{ مستقل اند}) \end{aligned}$$

پس

$$E(T) = \frac{E(X_1)}{E(S)} = \frac{\theta}{n\theta} = \frac{1}{n}.$$

مثال ۴. فرض کنید $X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} U(\circ, \theta)$.

الف) نشان دهید $S = X_{(n)}$ و $T = \frac{X_{(1)}}{X_{(n)}}$ مستقل اند.

ب) پیدا کنید $E[\frac{X_{(1)}}{X_{(n)}}]$.

حل الف. می‌دانیم که $X_{(n)}$ یک آماره بسنده کامل است. نشان می‌دهیم که آماره $T = \frac{X_{(1)}}{X_{(n)}}$ یک آماره فرعی است.

روش اول. با محاسبه تابع چگالی T می‌توان نشان داد به پارامتر θ بستگی ندارد.
روش دوم. بدون محاسبه تابع چگالی T نشان می‌دهیم که T یک آماره فرعی است:

$$T = \frac{X_{(1)}}{X_{(n)}} = \frac{\min(X_1, \dots, X_n)}{\max(X_1, \dots, X_n)},$$

داریم:

$$X_i \sim U(\circ, \theta), \Rightarrow Y_i = \frac{X_i}{\theta} \sim U(\circ, 1), \quad i = 1, \dots, n,$$

لذا داریم:

$$T = \frac{X_{(1)}}{X_{(n)}} = \frac{X_{(1)}/\theta}{X_{(n)}/\theta} = \frac{Y_{(1)}}{Y_{(n)}}.$$

که تابعی از Y_1, \dots, Y_n است. چون توزیع Y_i ها وابسته به θ نیست لذا توزیع T هم وابسته به θ نمی باشد. یعنی T یک آماره فرعی است. پس، از قضیه باسو، آماره های S و T مستقل اند.

حل ب.

$$T = \frac{X_{(1)}}{X_{(n)}} = \frac{X_{(1)}}{S} \Rightarrow X_{(1)} = T \cdot S.$$

از مستقل بودن S و T نتیجه می شود:

$$\begin{aligned} E(X_{(1)}) &= E(T) E(S), \\ \Rightarrow E(T) &= \frac{E(X_{(1)})}{E(S)} = \frac{E(X_{(1)})}{E(X_{(n)})}. \end{aligned}$$

داریم:

$$X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} U(\circ, \theta), \Rightarrow \frac{X_1}{\theta}, \dots, \frac{X_n}{\theta} \stackrel{iid}{\sim} U(\circ, 1),$$

$$\Rightarrow \frac{X_{(r)}}{\theta} \sim \text{Beta}(r, n - r + 1),$$

$$\Rightarrow E\left(\frac{X_{(r)}}{\theta}\right) = \frac{r}{r + n - r + 1} = \frac{r}{n + 1} \Rightarrow E(X_{(r)}) = \frac{r \theta}{n + 1}.$$

و لذا داریم:

$$E(T) = E\left(\frac{X_{(1)}}{X_{(n)}}\right) = \frac{\frac{\theta}{n+1}}{\frac{n\theta}{n+1}} = \frac{1}{n}.$$

تذکره. قضیه باسو را در مواردی که پارامتری در توزیع وجود نداشته باشد نیز می‌توان استفاده کرد.

مثال ۵. اگر $X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} N(0, 1)$ ، نشان دهید که \bar{X} و S^2 مستقل‌اند.

حل. موقتا فرض می‌کنیم که $X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} N(\mu, 1)$. بنا بر مثال ۱، چون \bar{X} یک آماره بسنده کامل برای μ است و S^2 یک آماره فرعی است، لذا \bar{X} و S^2 مستقل می‌باشند برای هر $\mu \in \mathbb{R}$ ، از جمله برای $\mu = 0$.

مثال ۶. اگر $X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} N(\mu, \sigma^2)$ که σ^2 مجهول است. نشان دهید که \bar{X} و S^2 مستقل‌اند.

حل. می‌دانیم برای هر σ^2 ثابت \bar{X} یک آماره بسنده کامل برای μ و S^2 یک آماره فرعی است. لذا برای هر σ^2 ثابت \bar{X} و S^2 مستقل‌اند و بنابراین با تغییر این σ^2 ثابت می‌توان نتیجه گرفت که \bar{X} و S^2 برای هر σ^2 نیز مستقل‌اند.

تمرین ۱. اگر $X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} \text{Exp}(\frac{1}{\theta})$ با تابع چگالی زیر باشند

$$f(x, \theta) = \theta e^{-\theta x}, \quad x > 0, \quad \theta > 0,$$

و آماره‌های $T = \frac{X_1}{\sum_{i=1}^n X_i}$ و $S = \sum_{i=1}^n X_i$ تعریف شده باشند.

الف) نشان دهید T و S از هم مستقل‌اند. ب) $E(S)$ و $E(T)$ را محاسبه کنید.

تمرین ۲. فرض کنید $X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} f(x, \theta)$ که

$$f(x, \theta) = \frac{2x}{\theta}, \quad 0 < x < \theta, \quad \theta > 0.$$

الف) نشان دهید $T = X_{(n)}$ و $S = \frac{X_{(1)}}{X_{(n)}}$ از هم مستقل‌اند. ب) $E(S)$ و $E(T)$ را محاسبه کنید.

تمرین ۳. اگر $X_1, \dots, X_n \stackrel{iid}{\sim} f(x, \theta)$ که

$$f(x, \theta) = e^{-(x-\theta)}, \quad x > \theta, \quad \theta > 0.$$

الف) نشان دهید $X_{(1)}$ و $\bar{X} - X_{(1)}$ مستقل‌اند. ب) $E[X_{(1)}(\bar{X} - X_{(1)})]$ را محاسبه کنید.